

Jakub Lickiewicz¹, Kinga Sałapa², Zofia Musiał³, Mirosława Dzikowska³

¹Zakład Psychologii Zdrowia, Wydział Nauk o Zdrowiu, Uniwersytet Jagielloński Collegium Medicum, Kraków

²Zakład Bioinformatyki i Telemedycyny, Uniwersytet Jagielloński Collegium Medicum, Kraków

³Zakład Pielęgniarstwa Klinicznego, Instytut Pielęgniarstwa i Położnictwa, Wydział Nauk o Zdrowiu, Uniwersytet Jagielloński Collegium Medicum, Kraków

Agresja wobec personelu medycznego w ocenie studentów pielęgniarstwa – propozycja narzędzia

Aggression against medical personnel in perception of nursery students
– tool suggestion

STRESZCZENIE

Wstęp. Agresja pacjentów i ich rodzin stanowi poważny problem w pracy personelu medycznego. Agresja powoduje wiele psychologicznych reakcji: od poczucia winy przez lęk do złości i wściekłości. Efekt długofalowy stanowi pogorszenie jakości opieki zdrowotnej powiązane z wypaleniem zawodowym personelu.

Cel pracy. Celem pracy była adaptacja skali IMPACS, służącej do oceny konsekwencji agresji wobec pielęgniarzek.

Materiał i metody. Badaniem objęto 102 studentki III roku pielęgniarstwa. Narzędzie badawcze stanowiła adaptacja skali IMPACS.

Wyniki. W celu uzyskania polskiej wersji narzędzia zastosowano metodę eksploracyjnej analizy czynnikowej. Przedstawiono dwa warianty analizy – trzy- i dwuczynnikowe.

Wnioski. W badaniu wykazano różnice w rozbieżnościach pomiędzy oryginalną wersją skali i uzyskaną w badaniach. Wskazuje to na różnice w postrzeganiu agresji i jej konsekwencji w zależności od wpływu kultury i miejsca pracy.

Problemy Pielęgniarstwa 2017; 25 (2): 88–95

Słowa kluczowe: agresja; personel medyczny; postrzeganie agresji; student pielęgniarstwa; eksploracyjna analiza czynnikowa

ABSTRACT

Introduction. Aggression of patients and their families poses a serious problem in the work of medical personnel. Violence in relationships causes a number of psychological reactions of carers: from a sense of guilt through fear to anger and rage. A long-term effect is a decline in health care quality connected with occupational burnout of the personnel.

Aim of the study. The aim of the research was adaptation of the IMPACS scale: a tool for evaluation of the consequences of aggression towards nurses

Material and methods. The research covered 102 students of nursery. The research tool used in the research was adaptation of IMPACS scale.

Results. In order to obtain the scales of the Polish version of the tool, the exploratory factor analysis method was used. Two variants of the analysis results were demonstrated, i.e. with three and two factors.

Conclusion. The study demonstrates the divergence between the original version and the one developed as a result of the present research. It means that the perception and consequences of aggression depend on the influence of culture and workplace.

Problemy Pielęgniarstwa 2017; 25 (2): 88–95

Key words: aggression; medical personnel; perception of aggression; nursery student; exploratory factor analysis (EFA)

Adres do korespondencji: dr Jakub Lickiewicz, Wydział Nauk o Zdrowiu UJ CM, Zakład Psychologii Zdrowia, Uniwersytet Jagielloński Collegium Medicum, Kraków, e-mail: jlickiewicz@cm-uj.krakow.pl

DOI: 10.5603/PP.2017.0014

Wstęp

Zjawisko agresji stanowi obecnie poważny problem w pracy personelu medycznego. Angielskojęzyczna literatura przedmiotu określa je jako *Patient and Visitors Violence* (PVV) [1]. To wskazuje, że agresja wobec personelu nie dotyczy wyłącznie relacji z samym pacjentem, lecz często z jego rodziną. Agresję w psychologii definiuje się najczęściej bardzo szeroko, podkreślając intencjonalną chęć zadania cierpienia drugiej stronie, która z kolei dąży do jej uniknięcia. Jedną z podstawowych typologii agresji jest podział na werbalną i fizyczną [2]. Badania wskazują, że do incydentów agresji fizycznej najczęściej dochodzi na oddziałach psychiatrycznych, domach opieki oraz oddziałach ratunkowych. Agresja werbalna najczęściej pojawia się na oddziałach ogólnych, leczących choroby somatyczne [3].

Skala zjawiska agresji wobec pracowników ochrony zdrowia wydaje się być również dobrze opisana w polskiej literaturze przedmiotu. Z badań przeprowadzonych wśród pracowników szpitali na Dolnym Śląsku wynika, że wszyscy respondenci byli narażeni na agresję w czasie pełnienia swoich obowiązków. W czasie trwającego 12 miesięcy badania 96% respondentów było świadkiem agresji wobec innego członka personelu, a 91% padło ofiarą napaści pacjenta. Z agresją najczęściej mieli do czynienia pracujący w szpitalach (98,6%), na oddziałach psychiatrycznych (98,5%) i w placówkach podstawowej opieki zdrowotnej (90%). W ciągu roku 33,3% oceniało, że było ofiarą agresji codziennie, a 31,3% przynajmniej raz w tygodniu [4]. Wyniki te znajdują potwierdzenie w innych badaniach, w których ponad 70% pielęgniarek przyznało, że było ofiarami agresji, a tego typu incydenty zdarzały się najczęściej na oddziałach psychiatrycznych, kardiologicznych, geriatrycznych oraz na Szpitalnych Oddziałach Ratunkowych. Warto podkreślić, że agresję stosowali nie tylko pacjenci, lecz także członkowie ich rodzin, co potwierdza zasadność używania pojęcia PVV [5].

Literatura przedmiotu wymienia wiele czynników ryzyka agresji ze strony pacjenta, tj. płeć męska, wiek pomiędzy 25–35 lat i powyżej 60. roku życia, zaburzenia psychiczne oraz wpływ substancji psychoaktywnych [6, 7]. Agresja wobec personelu medycznego stanowi jednak bardziej złożony problem i aby zrozumieć skalę zjawiska nie można, jak już to wskazano wcześniej, szukać jej przyczyn wyłącznie w pacjencie. Agresja w opiece zdrowotnej jest wzajemną interakcją wielu czynników, do których z jednej strony zalicza się cechy pacjenta i odwiedzającego, jego emocje i stan zdrowia [8], z drugiej jednak strony należy również uwzględnić cechy samego personelu, wykonywany zawód medyczny, wiek oraz doświadczenie kliniczne. Istotne są także takie czynniki jak postrzeganie agresji oraz postawy wobec niej [9]. Podane wskaźniki nie

wyczerpują skali zjawiska, wskazują jednak na jego złożoność i pokazują, jak duży wpływ w późniejszym zachowaniu wobec pacjenta ma osobista postawa pielęgniarki wobec agresji. Zgodnie z koncepcją Ajzena, właśnie na podstawie opinii i doświadczeń związanych z danym zjawiskiem można przewidywać reakcję jednostki w podobnej sytuacji w przyszłości [10].

Postawy jednostki tworzą się między innymi w oparciu o jej wcześniejsze doświadczenia [2], co oznacza, że kontakt z agresją pacjentów i ich rodzin wywołuje wśród personelu negatywne konsekwencje, do których należą emocje, takie jak: złość, frustracja, poczucie bezsilności czy samoobwinianie się, a nawet negatywne nastawienie do pacjenta [11, 12]. W skrajnych przypadkach dochodzi do absencji, zmiany miejsca pracy lub nawet drogi zawodowej. Efektem długotrwałej ekspozycji na agresję pacjentów i ich rodzin może być także wypalenie zawodowe [3]. Wszystkie te czynniki w efekcie skutkują pogorszeniem jakości opieki zdrowotnej.

Trudnością w opisie wpływu agresji na jakość opieki stanowi to, że każdy kraj ma inne podejście do leczenia, system edukacji oraz standardy i algorytmy postępowania wobec agresji [13]. Można jednak spotkać się z tezą, że bez względu na kraj, krąg kulturowy czy warunki opieki, reakcje psychologiczne pielęgniarek na agresję pacjentów są podobne [14].

Agresja dotyczy także studiujących pielęgniarstwo w trakcie ich edukacji akademickiej, głównie w czasie praktyk zawodowych. W większości przypadków studenci padają ofiarami agresji werbalnej, często są także świadkami agresji wobec innych członków personelu [15]. W porównaniu z pracującym personelem doświadczają oni mniejszej ilości agresji fizycznej i gróźb, jednak w swoim odczuciu częściej doświadczają agresji horyzontalnej, której źródłem są inni członkowie zespołu: koledzy, personel, lekarze czy też ich opiekunowie praktyk [16]. Doświadczają oni wtedy emocji podobnych do tych, które przeżywają pracujące już pielęgniarki [16, 17]. Wykazano także zależność między postawą wobec agresji a postrzeganiem choroby psychicznej przez studentów pielęgniarstwa. Pozostaje ona w związku z postrzeganiem agresji i stosunkiem do stosowania środków przymusu bezpośredniego [18]. Wynika z tego konieczność nauczania już na poziomie edukacji akademickiej zasad efektywnej komunikacji, asertywności, w tym także treningu umiejętności radzenia ze stresem, jaki wywołuje konfrontacja z agresywnym pacjentem.

Celem pracy było określenie wpływu kontaktu z agresją pacjentów na studentki pielęgniarstwa oraz adaptacja polskiej wersji narzędzia służącego do badania postaw wobec agresji. Obecnie w polskim piśmiennictwie brak narzędzi służących do oceny wpływu agresywnych zachowań pacjenta na postawy personelu.

Materiał i metody

Skala *Impact of Patient Aggression on Carers Scale* (IMPACS)

W celu oceny wpływu kontaktu z agresją pacjentów zastosowano skalę IMPACS, mierzącą reakcję personelu medycznego na konfrontację z agresywnym pacjentem. Jej głównym zadaniem jest ocena wpływu kontaktu z agresją na pracę zawodową i kontakt z pacjentem. Głównym założeniem autorów kwestionariusza była konstrukcja narzędzia służącego do monitorowania zmian w emocjach i nastawieniu do pacjenta pod wpływem incydentu agresywnego. Dodatkowych informacji dostarczyła ankieta, dotycząca płci oraz wieku badanych, a także częstotliwości kontaktu z agresją czy wcześniejszego udziału w kursach radzenia sobie z przemocą ze strony pacjentów.

W wersji oryginalnej IMPACS składa się z 10 pytań, mierzących negatywne reakcje na kontakt z pacjentem agresywnym [14]. Zadaniem respondenta jest ustosunkowanie się do swoich reakcji po kontakcie z agresywnym pacjentem. Ankietowani mają możliwość odpowiedzi na pięciostopniowej skali od „nigdy” (1) do „zawsze” (5). Badaniami objęto pielęgniarki pracujące na oddziałach psychiatrycznych w Szwajcarii. W rezultacie analizy czynnikowej autorom udało się wyróżnić trzy czynniki, które określili jako: upośledzenie relacji pomiędzy pacjentem i pracą zawodową, negatywna moralność oraz negatywna emocjonalność. Wszystkie czynniki wyjaśniały 62% całkowitej wariancji, a wartości alfa Cronbacha przyjmowały wartości od 0,60 do 0,78. Autorzy sugerują konieczność dalszych badań w zależności od stopnia agresji pacjentów, a także istnienia różnic w grupach pielęgniarek pracujących na różnych oddziałach.

Po uzyskaniu zgody na zastosowanie narzędzia od głównego autora, wersja angielskojęzyczna została przetłumaczona przez trzech niezależnych tłumaczy na język polski, a następnie zaadaptowana do polskich warunków kulturowych.

Grupa badana

Badaniami objęto grupę 150 studentów pielęgniarstwa, jednak na wypełnienie kwestionariusza zdecydowały się 102 osoby III roku pielęgniarstwa Wydziału Nauk o Zdrowiu Uniwersytetu Jagiellońskiego *Collegium Medicum* w Krakowie (68%). Wiek badanych zawierał się w przedziale 21–27 lat, ze średnią 22,16, SD = 1,047. Kryterium kwalifikacji do grupy badanej było zakończenie praktyk na oddziale psychiatrycznym. Było to ważne ze względu na niedawne doświadczenie kontaktu z pacjentem psychiatrycznym. Badania miały charakter anonimowy, a uczestniczki były informowane o braku konsekwencji odmowy na proces dydaktyczny. Na przeprowadzenie badania uzyskano zgodę Komisji Bioetycznej.

Analiza statystyczna

Eksploracyjna analiza czynnikowa została przeprowadzona w celu znalezienia wspólnych czynników, ukrytych w zależnościach pomiędzy odpowiedziami na poszczególne twierdzenia kwestionariusza IMPACS. Adekwatność zgromadzonych danych do zastosowania analizy czynnikowej sprawdzano za pomocą testu sferyczności Bartletta, weryfikującego hipotezę zerową o braku korelacji między badanymi zmiennymi, oraz miary KMO (Kaiser-Meyer-Olkin), której akceptowalna wartość wynosi 0,6 [19]. Jako metodę ekstrakcji czynników wybrano metodę głównych składowych (PCA, *Principal Component Analysis*), bazując na macierzy korelacji. Założono że utworzone czynniki mogą być skorelowane, dlatego wykorzystano rotację OBLIMIN (delta = 0). Zgodnie z najnowszymi zaleceniami [20, 21] wybór liczby czynników oparto na kilku metodach, tj. kryterium Kaisera — liczbę czynników wyznacza liczba wartości własnych powyżej 1 [22], wykresie osypiska [23], *Parallel Analysis* [24] oraz interpretowalności i przejrzystej strukturze uzyskanych czynników [21]. *Parallel Analysis* przeprowadzono przy wykorzystaniu makra utworzonego przez O'Connor, wykorzystującą analizę PCA, permutacje danych surowych oraz 2000 równoległych zbiorów danych [25]. W analizie tej wartości własne otrzymane na podstawie zgromadzonych danych porównywane są z losowo wyliczonymi wartościami własnymi. Liczba czynników wyznacza moment, gdy wartości własne obliczone na podstawie surowych danych przekraczają losowe wartości własne.

Minimalny akceptowany ładunek wynosił 0,32, co oznacza że około 10% wariancji odpowiedzi dotyczących tego twierdzenia przenoszone jest w danym czynniku. Twierdzenie było uznawane za złożone, jeżeli jego ładunek przekraczał 0,32 do więcej niż jednego czynnika [19].

Wewnętrzną spójność utworzonych skal badano za pomocą współczynnika alfa Cronbacha. Wyższa jego wartość oznacza lepszą spójność skali. Za minimalny akceptowany poziom współczynnika alfa przyjmuje się wartość 0,7 [26].

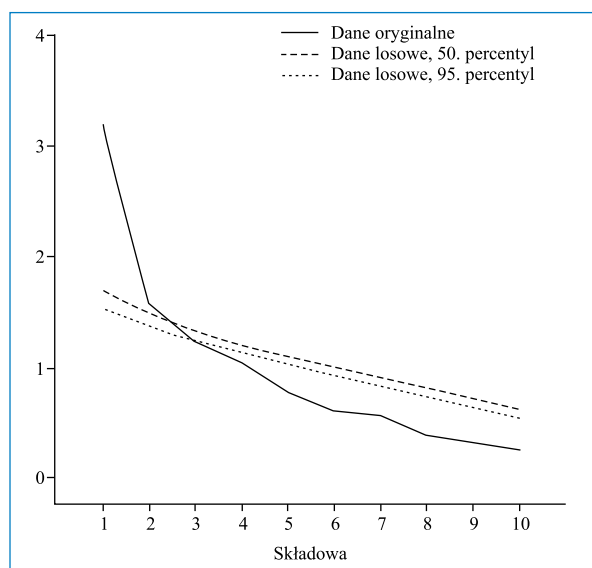
Analizy statystyczne przeprowadzone zostały za pomocą SPSS v.24 (IBM).

Wyniki

W tabeli 1 przedstawiono liczbowy i procentowy rozkład odpowiedzi w badanej grupie kobiet oraz wartość mediany i rozstępu kwartylowego z uwagi na porządkowy charakter analizowanych danych. Adekwatność próby mierzona testem Bartletta ($p < 0,001$) oraz miarą KMO (0,683) wskazuje na odpowiedni dobór próby do analizy czynnikowej. Uwagę zwraca jednak wysoka korelacja odpowiedzi na pytanie 9 i 10 ($R = 0,665$, $p < 0,001$). Analiza ma-

Tabela 1. Podstawowe charakterystyki pytań kwestionariusza IMPACS (n = 102)**Table 1.** Descriptive statistics of IMPACS questionnaire (n = 102)

Nr	Pytanie	N	Nigdy n (%)	Rzadko n (%)	Czasami n (%)	Często n (%)	Zawsze n (%)	Mediana (Q ₁ –Q ₃)
1.	Mam poczucie winy w stosunku do pacjenta	102	40 (39,2)	38 (37,3)	23 (22,5)	1 (1,0)	0 (0)	2 (1–2)
2.	Doświadczam zakłócenia relacji z pacjentem	102	5 (4,9)	20 (19,6)	40 (39,2)	34 (33,3)	3 (2,9)	3 (2,75–4)
3.	Unikam kontaktu z pacjentem	102	17 (16,7)	24 (23,5)	39 (38,2)	20 (19,6)	2 (2,0)	3 (2–3)
4.	Współczuje pacjentowi	102	7 (6,9)	24 (23,5)	41 (40,2)	24 (23,5)	6 (5,9)	3 (2–4)
5.	Czuje się niepewnie w pracy z tym pacjentem	101	4 (4,0)	12 (11,9)	30 (29,7)	47 (46,5)	8 (7,9)	4 (3–4)
6.	Czuje, że muszę radzić sobie z “problemem społecznym”	101	10 (9,9)	22 (21,8)	40 (39,6)	27 (26,7)	2 (2,0)	3 (2–4)
7.	Mam poczucie złości w stosunku do kliniki, w której pracuję	101	40 (39,6)	38 (37,6)	18 (17,8)	4 (4,0)	1 (1,0)	2 (1–2)
8.	Czuję się zagrożona w pracy	102	13 (12,7)	35 (34,3)	44 (43,1)	9 (8,8)	1 (1,0)	3 (2–3)
9.	Mam poczucie porażki	102	37 (36,3)	41 (40,2)	20 (19,6)	4 (3,9)	0 (0)	2 (1–2)
10.	Mam poczucie wstydu	102	59 (57,8)	28 (27,5)	11 (10,8)	3 (2,9)	1 (1,0)	1 (1–2)

Q₁ — dolny kwartył, Q₃ — górny kwartył**Rycina 1.** Wykres osypiska wraz z wynikami *Parallel Analysis*
Figure 1. Scree plot with *Parallel Analysis* results

cierzy przeciwobrazów korelacji wskazała, że zmienne te są mocno skorelowane nawet po usunięciu wpływu wszystkich pozostałych badanych cech ($R = -0,572$). Ponadto, należy również zwrócić uwagę na item 4, który jest istotnie powiązany jedynie z itemem 1 ($R = 0,362$, $p < 0,001$), itemem 6 ($R = 0,184$, $p = 0,034$) oraz itemem 9 ($R = 0,189$, $p = 0,030$), przy czym dwie ostatnie korelacje są bardzo słabe. Przedstawione

Tabela 2. Wartości własne**Table 2.** Eigenvalues

Składowa	Dane oryginalne	Dane losowe 50. percentyl	Dane losowe 95. percentyl
1	3,201	1,534	1,695
2	1,582	1,361	1,469
3	1,237	1,232	1,317
4	1,053	1,121	1,200
5	0,783	1,021	1,091

wyniki dość mocno wpływają na sposób przeprowadzonej analizy czynnikowej.

Kryteria wyboru liczby czynników okazały się nie być spójne. Kryterium Kaisera wskazało 4 czynniki do wyodrębnienia, o wartościach własnych równych 3,2, 1,58, 1,24 oraz 1,05, przenoszących odpowiednio 32%, 15,8%, 12,4% oraz 10,5% (łącznie 70,7%) całkowitej zmienności. Wykres osypiska (ryc. 1) natomiast wskazuje 3 czynniki, przenoszące łącznie 60,2% całkowitej zmienności. Wyniki *Parallel Analysis* bardzo mocno zależą od przyjętego progu odcięcia, tj. 50% percentyla lub 95% percentyla. W pierwszym przypadku liczba zalecanych czynników wynosi 3, w drugim 2. W tabeli 2 przedstawiono wartości własne obliczone dla oryginalnych danych oraz danych losowych (50. i 95. percentyl) dla pierwszych pięciu czynników. Na rycinie 1 przed-

Tabela 3. Wyniki rozwiązania 3-czynnikowego (n = 99)

Table 3. Results of 3-factor solution (n = 99)

Czynnik	Twierdzenie	Ładunek czynnikowy*			Zasób zmienności wspólnej**	Alfa Cronbacha
		C1	C2	C3		
1	5. Czuje się niepewnie w pracy z tym pacjentem	0,787			0,649	0,734
	3. Unikam kontaktu z pacjentem	0,738			0,572	
	2. Doświadczam zakłócenia relacji z pacjentem	0,657			0,430	
	8. Czuje się zagrożona w pracy	0,621	0,314		0,581	
	6. Czuje, że muszę radzić sobie z "problemem społecznym"	0,321		0,411	0,462	
Wariancja wyjaśniona przez 1 czynnik						32,01%
2	9. Mam poczucie porażki		0,905		0,835	0,728
	10. Mam poczucie wstydu		0,822		0,696	
	7. Mam poczucie złości w stosunku do kliniki, w której pracuje	0,319	0,589		0,550	
Wariancja wyjaśniona przez 2 czynnik						15,82%
3	4. Współczuje pacjentowi			0,765	0,584	0,503
	1. Mam poczucie winy w stosunku do pacjenta			0,744	0,660	
Wariancja wyjaśniona przez 3 czynnik						12,37%
Całkowita wyjaśniona wariancja						60,19%

C — czynnik; *po wyodrębnieniu; **ładunki poniżej, 3 zostały pominięte

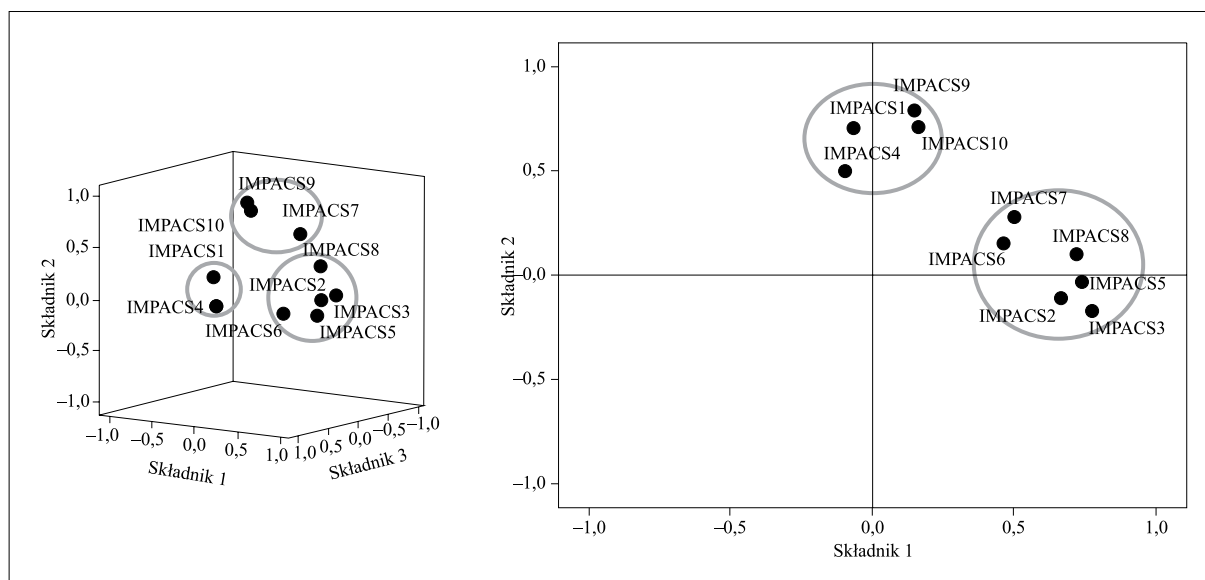
stawiono natomiast wartości własne dla wszystkich możliwych 10. składowych.

Biorąc pod uwagę to, że reguła Kaisera oraz wykres osypiska bardzo często przeszacowują liczbę czynników do wyodrębnienia [27], rozwiązanie wynikające z *Parallel Analysis* wydaje się tym bardziej dokładnym i rzetelnym. Jednakże, w tym przypadku również *Parallel Analysis* nie dostarcza jednoznacznego rozwiązania. W związku z tym podjęto decyzję o przedstawieniu dwóch rozwiązań analizy czynnikowej, tj. dwu- i trzy-czynnikowego. Ostateczna decyzja została podjęta w oparciu o spójność i interpretowalność utworzonych czynników [21]. Rozwiązanie 4-czynnikowe wydaje się być mało rzetelne i stabilne.

W tabeli 3 przedstawiono wyniki rozwiązania 3-czynnikowego, które pozwala zachować około 60% całkowitej wariancji. W tabeli zamieszczono ładunki czynnikowe poszczególnych pytań, ich zasób zmienności wspólnej po wyodrębnieniu oraz wartości współczynników alfa Cronbacha. W przypadku tego rozwiązania problematyczne okazało się pytanie 6, które mocno ładuje się zarówno do czynnika 1, jak i do czynnika 3, przy czym zarówno wartość ładunku dla czynnika 1, jak i wartość zmienności wspólnej po wyodrębnieniu jest akceptowalna. Również wartość współczynnika alfa Cronbacha dla 1 czynnika jest wysoka (0,734) i obniża się do (0,725), jeżeli item ten zostałby usunięty z czynnika. Należy również zwrócić

uwagę na pytanie 7, które ładuje się dość wysoko zarówno do czynnika 1 (0,319), jak i 2 (0,589). Wizualizację rozwiązania 3-czynnikowego przedstawiono na lewym panelu ryciny 2, na którym również widoczne są problemy z zaklasyfikowaniem pytania 6 i 7. Wartość współczynnika alfa Cronbacha dla drugiego czynnika również przyjmuje wysoką wartość (0,728), natomiast stosunkowo niską dla ostatniego czynnika (0,503), co może być spowodowane umieszczeniem w tej skali jedynie 2 pytań. Wyodrębnione czynniki korelują ze sobą dość słabo (C1–C2: 0,264, C1–C3: 0,077, C2–C3: 0,107), dlatego też sprawdzono działanie rotacji ortogonalnej varimax. Uzyskane wyniki były zgodne z tymi uzyskanymi za pomocą rotacji oblimin (delta = 0). Lewy panel ryciny 2 przedstawia rozkład czynników w rozwiązaniu 3-czynnikowym.

W tabeli 4 przedstawiono wyniki rozwiązania 2-czynnikowego, które pozwala zachować około 48% całkowitej wariancji. Struktura rozwiązania 2-czynnikowego jest „bardziej czysta”, co potwierdza rycina 2 (prawy panel). Wszystkie itemy ładują się tylko do jednego z czynników z ładunkami powyżej 0,46. Niestety, wariancja itemów 4 i 6 została bardzo słabo odwzorowana przez te dwa czynniki. Zasoby zmienności wspólnej po wyodrębnieniu dla tych itemów wynoszą 0,238 i 0,270, odpowiednio dla itemu 4 i itemu 6. Oznacza to, że tylko niecałe 30% wariancji tych itemów zostało przeniesione przez wyodrębnione dwa czynniki.



Rycina 2. Wykres składowych w rozwiązaniu trzy- (lewy panel) i dwu-czynnikowym (prawy panel)

Figure 2. Factor plot in 3-factor solution (left panel) and in 2-factor solution (right panel)

Tabela 4. Wyniki rozwiązania 2-czynnikowego (n = 99)

Table 4. Results of 2-factor solution (n = 99)

Czynnik	Twierdzenie	Ładunek czynnikowy*		Zasób zmienności wspólnej**	Alfa Cronbacha
		C1	C2		
1	3.	0,777		0,571	0,739
	5.	0,742		0,541	
	8.	0,721		0,567	
	2.	0,668		0,424	
	7.	0,504		0,400	
	6.	0,461		0,270	
Wariancja wyjaśniona przez 1 czynnik					32,01%
2	9.		0,789	0,701	0,635
	10.		0,711	0,587	
	1.		0,707	0,483	
	4.		0,501	0,238	
Wariancja wyjaśniona przez 2 czynnik					15,82%
Całkowita wyjaśniona wariancja					47,83%

C — czynnik; *po wyodrębnieniu; **ładunki poniżej, 3 zostały pominięte

Współczynniki alfa Cronbacha wynoszą odpowiednio: 0,739 i 0,635 dla pierwszego i drugiego czynnika. Usunięcie pytania 6 z pierwszego czynnika zwiększyłoby praktycznie nie wpływa na wartość współczynnika alfa Cronbacha — nowa wartość to 0,740. Natomiast usunięcie pytania 4 z drugiego czynnika podniosłoby współczynnik alfa Cronbacha do 0,713. Wyodrębnione czynniki korelują ze sobą dość słabo (F1–F2: 0,235). Rotacja varimax, podobnie jak w poprzednim przypadku, wskazała dokładnie taki sam podział pytań na skale.

Wnioski

Badanie wykazało odmienny rozkład czynników od uzyskanego przez autorów oryginalnej skali. W świetle analizowanej literatury to nie powinno być zaskoczeniem. Wcześniejsze badania wykazały zależność pomiędzy konsekwencjami i postrzeganiem agresji a doświadczeniem zawodowym i miejscem pracy pielęgniarek. Analiza statystyczna pozwoliła na wyróżnienie dwóch wariantów. Trzyczynnikowy pozwala na wskazanie trzech podskal — pierwszej, dotyczącej konsekwencji agresji dla pracy zawo-

dowej, drugi — obejmuje kwestie negatywnych emocji takich jak wstyd czy złość, trzeci — emocji dotyczących pacjenta. Co istotne, trzeci czynnik nie wiąże się z negatywnym odbiorem osoby pacjenta. Rozwiązanie dwuczynnikowe stanowi pozwala na wyróżnienie podskal związanych z konsekwencjami agresji dla pracy zawodowej oraz emocji związanych z tą sytuacją. Wydaje się, że rozwiązanie dwuczynnikowe jest dużo bardziej przydatne w praktyce.

Można powiedzieć, że uzyskane dane pokazują postrzeganie agresji i jej wpływ na pracę młodych pielęgniarek, które mają w pamięci niedawne doświadczenie kontaktu z pacjentem psychiatrycznym. Należy przyjąć, że ich kolejne lata pracy będą miały wpływ na zmianę stosunku do agresji pacjenta. Prezentowane badanie miało charakter jednorazowy, dając możliwość opisu aktualnej oceny stosunku do agresji w badanej grupie. Wskazana jest dalsza analiza zjawiska i obserwacja zmian w postrzeganiu i postawach wobec agresji w wyniku nabywanych doświadczeń klinicznych oraz specyfiki oddziały, na którym będzie pracować pielęgniarka.

Wymiarom praktycznym przeprowadzonych badań jest propozycja polskiej wersji narzędzia, którego stosowanie w pracy na oddziale klinicznym pozwoli na odpowiednio wczesną reakcję i rozpoznanie negatywnych konsekwencji agresji wobec personelu. Obserwacja zmian w nastawianiu pielęgniarki do wykonywanych zadań, jej stosunku do agresji pacjenta pozwoli na odpowiednio wczesną reakcję i podjęcie środków zaradczych. W skutkach długofalowych umożliwi to ograniczenie negatywnych skutków stresu w opiece nad trudnym pacjentem. Z tego względu IMPACS pozwoli na odpowiednio wczesne dostrzeżenie tych reakcji i wprowadzenie odpowiednich działań zapobiegawczych, jak szkolenia z zakresu radzenia sobie ze stresem, czy też debriefing po zdarzeniu agresywnym [11]. IMPACS może być także przydatnym narzędziem w ocenie skuteczności tego typu interwencji.

Wskazaniem byłoby także rozszerzenie badań na inne grupy zawodowe, jak lekarze, położne, czy inne osoby wykonujące zawody medyczne i mające kontakt z pacjentem. Należałoby także szukać dodatkowych czynników ochronnych, takich jak prężność (określana jako resilience) czy poczucie własnej skuteczności, które mogłyby wpłynąć na reakcje na zachowania agresywne pacjenta.

Piśmiennictwo

1. Camerino D, Estryn-Behar M, Conway PM, et al. Work-related factors and violence among nursing staff in the European NEXT study: a longitudinal cohort study. *Int J Nurs Stud*. 2008; 45(1): 35–50, doi: [10.1016/j.ijnurstu.2007.01.013](#), indexed in Pubmed: [17362960](#).
2. Crisp, RJ, Turner RN, Psychologia społeczna, Wydawnictwo Naukowe PWN : 2015.
3. Edward KI, Stephenson J, Ousey K, et al. Nursing and aggression in the workplace: a systematic review. *Br J Nurs*. 2014; 23(12): 653–4, 656, doi: [10.12968/bjon.2014.23.12.653](#), indexed in Pubmed: [25039630](#).
4. Mroczek B, Mormul J, Kotwas A, et al. Patient aggression towards health care professionals. *Prog Health Sci*. 2014; 4(2): 67–74.
5. Lickiewicz J, Piątek J. , Doświadczenie agresji w pracy pielęgniarskiej, *Sztuka Leczenia*, 2014, 3-4. : 11–22.
6. Steciwko A, Barański J, Mastalerz-Migas A. Agresja w opiece zdrowotnej. Zagadnienia wprowadzające. Elsevier, Wrocław 2014.
7. Haque Q, Webster CD. Structured professional judgement and sequential redirections. *Crim Behav Ment Health*. 2013; 23(4): 241–251, doi: [10.1002/cbm.1886](#), indexed in Pubmed: [24101406](#).
8. Winstanley S, Whittington R. Aggressive encounters between patients and general hospital staff: Staff perceptions of the context and assailants' levels of cognitive processing. *Aggressive Behavior*. 2004; 30(6): 534–543, doi: [10.1002/ab.20052](#).
9. Hahn S, Müller M, Needham I, et al. Measuring patient and visitor violence in general hospitals: feasibility of the SOVES-G-R, internal consistency and construct validity of the POAS-S and the POIS. *J Clin Nurs*. 2011; 20(17-18): 2519–2530, doi: [10.1111/j.1365-2702.2011.03768.x](#), indexed in Pubmed: [21722224](#).
10. Fishbein M, Ajzen I. Predicting and changing behavior: The reasoned action approach. Taylor & Francis. 2011.
11. Bimenyimana E, Poggenpoel M, Myburgh C, et al. The lived experience by psychiatric nurses of aggression and violence from patients in a Gauteng psychiatric institution. *Curationis*. 2009; 32(3): 4–13, indexed in Pubmed: [20225739](#).
12. Chambers M, Kantaris X, Guise V, et al. Managing and caring for distressed and disturbed service users: the thoughts and feelings experienced by a sample of English mental health nurses. *J Psychiatr Ment Health Nurs*. 2015; 22(5): 289–297, doi: [10.1111/jpm.12199](#), indexed in Pubmed: [25944483](#).
13. Staniulienė V, Chambers M, Kantaris X, et al. The feelings and thoughts of mental health nurses concerning the management of distressed and disturbed in-patients: A comparative qualitative European study. *Open Journal of Nursing*. 2013; 03(06): 426–436, doi: [10.4236/ojn.2013.36058](#).
14. Needham I, Abderhalden C, Halfens RJG, et al. The Impact of Patient Aggression on Carers Scale: instrument derivation and psychometric testing. *Scand J Caring Sci*. 2005; 19(3): 296–300, doi: [10.1111/j.1471-6712.2005.00344.x](#), indexed in Pubmed: [16101859](#).
15. Ferns T, Meerabeau E, Ferns T, et al. Verbal abuse experienced by nursing students. *J Adv Nurs*. 2008; 61(4): 436–444, doi: [10.1111/j.1365-2648.2007.04504.x](#), indexed in Pubmed: [18034811](#).
16. Magnavita N, Heponiemi T. Workplace violence against nursing students and nurses: an Italian experience. *J Nurs Scholarsh*. 2011; 43(2): 203–210, doi: [10.1111/j.1547-5069.2011.01392.x](#), indexed in Pubmed: [21605325](#).
17. Nau J, Dassen T, Halfens R, et al. Nursing students' experiences in managing patient aggression. *Nurse Educ Today*. 2007; 27(8): 933–946, doi: [10.1016/j.nedt.2007.01.007](#), indexed in Pubmed: [17368872](#).
18. Bowers L, Alexander J, Simpson A, et al. Student psychiatric nurses' approval of containment measures:

- relationship to perception of aggression and attitudes to personality disorder. *Int J Nurs Stud.* 2007; 44(3): 349–356, doi: [10.1016/j.ijnurstu.2005.03.002](https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2005.03.002), indexed in Pubmed: [17336606](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/17336606/).
19. B G. Fidell, L. S. . Using multivariate statistics (5th ed.0. HarperCollins, New York 2006: HarperCollins.
 20. Williams B, Brown T, Onsman A. Exploratory factor analysis: A five-step guide for novices. *Australasian Journal of Paramedicine.* 2010; 8(3).
 21. Costello AB, Osborne JW. Best Practices in Explorator Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the Most From Your Analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation.* 2005; 10(7): 1–9.
 22. Kaiser H. The Application of Electronic Computers to Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement.* 1960; 20(1): 141–151, doi: [10.1177/001316446002000116](https://doi.org/10.1177/001316446002000116).
 23. Cattell RB. The Scree Test For The Number Of Factors. *Multivariate Behav Res.* 1966; 1(2): 245–276, doi: [10.1207/s15327906mbr0102_10](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr0102_10), indexed in Pubmed: [26828106](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/26828106/).
 24. Horn JL. A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika.* 1965; 30: 179–185, indexed in Pubmed: [14306381](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/14306381/).
 25. O'Connor BP. SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and velicer's MAP test. *Behav Res Methods Instrum Comput.* 2000; 32(3): 396–402, indexed in Pubmed: [11029811](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/11029811/).
 26. Cronbach LJ. A case study of the split-half reliability coefficient. *J Educ Psychol.* 1946; 37(8): 473–480, indexed in Pubmed: [20283206](https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/20283206/).
 27. Thompson B, Daniel L. Factor Analytic Evidence for the Construct Validity of Scores: A Historical Overview and Some Guidelines. *Educational and Psychological Measurement.* 1996; 56(2): 197–208, doi: [10.1177/0013164496056002001](https://doi.org/10.1177/0013164496056002001).